

Étude biométrique des variations intraspécifiques chez l'Isopode *Janirella bonnieri* Stephensen, 1915, par l'analyse canonique ¹

par Pierre CHARDY *

Résumé. — L'utilisation de l'analyse canonique permet de mettre en évidence un exemple de variations intraspécifiques chez un Isopode de profondeur et soulève le problème des espèces polytypiques chez les organismes abyssaux.

Abstract. — 101 specimens of the deep sea Isopod *J. bonnieri* was dredged in the abyssal plain of occidental basin of the Mediterranean. Biometric variations within *J. bonnieri*, studied by canonical analysis, establishes the discrimination of several populations. Geographical distance must be considered as an important source of variation. Statistical distance between these populations and the holotype leads to conclude that *J. bonnieri* is a polytypic species.

Lors de la campagne Polymède du N.O. « Jean Charcot » (mai-juin 1970), 101 exemplaires appartenant à l'espèce *Janirella bonnieri* Stephensen, 1915, ont été récoltés sur la plaine abyssale méditerranéenne. Le nombre de spécimens recueillis, inhabituellement élevé pour des organismes de profondeur, a permis d'effectuer une étude biométrique mesurant l'importance de la variabilité morphologique de cette espèce.

Les variations intraspécifiques entre les représentants des deux sexes, puis entre les spécimens mâles des différentes localités, sont soulignées par une analyse multivariable, utilisant le test de Mahalanobis (1936) et l'analyse canonique (SEAL, 1964). Puis une étude plus complète intègre les données fournies par les descriptions très précises de STEPHENSEN (1915) et de GEORGE et MENZIES (1968) à la précédente analyse.

Janirella bonnieri Stephensen, 1915

DESCRIPTION

La description qui suit n'est qu'une mise au point, où de simples additions ou corrections sont apportées à la diagnose de STEPHENSEN (1916 : 20-22, fig. 10) reprise par GEORGE et MENZIES (1968 : 373-376, fig. 4).

1. Résultats scientifiques de la campagne du N. O. « Jean Charcot » en Méditerranée occidentale (mai-juin 1970), publication n° 6.

Contribution n° 49 du Groupe scientifique du Centre océanologique de Bretagne.

* Centre océanologique de Bretagne, B.P. 337, 29N-Brest.

Le corps allongé est caractérisé par les prolongements des somites pointus portant de nombreux poils et toujours terminés par une courte épine apicale. Le céphalon est porteur d'un rostre dont la structure est en tout point comparable à celle des prolongements latéraux des somites. Le pléotelson est formé d'un seul segment bordé par 4 dents latérales armées chacune d'une épine apicale.

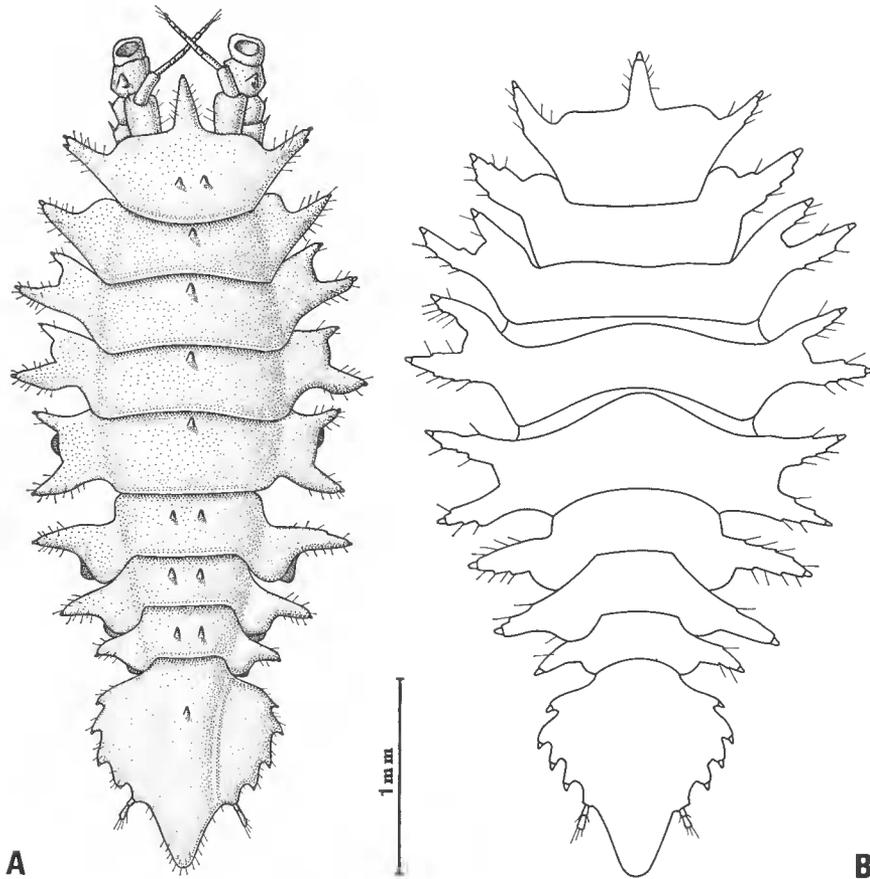


FIG. 1. — A, *Janirella bonnieri*, spécimen mâle récolté au cours de la campagne Polymède.
B, *Janirella bonnieri*, d'après STEPHENSEN, 1915 (p. 21, fig. 10).

Dans la description de l'holotype, STEPHENSEN (1915) précise l'absence d'épines sur la face dorsale des somites. Cependant, GEORGE et MENZIES (1968) notent, sur de nouveaux spécimens récoltés, la présence de trois petites épines sur le bord antérieur des premiers péréionites.

Une simple étude descriptive des exemplaires recueillis au cours de la campagne Polymède fait apparaître l'étendue de la variabilité de l'ornementation dorsale chez *J. bonnieri*.

En effet, tous les exemplaires récoltés possèdent des épines, mais leur taille est variable suivant les individus ; très apparentes chez certains exemplaires, elles sont très effacées chez d'autres individus. Ces variations ne dépendent apparemment ni du sexe, ni de l'âge, ni de la taille. La longueur maximum des épines dorsales ne dépasse guère celle illustrée sur la figure 1. Par contre, elles sont dans certains cas si discrètes, qu'il faut observer l'animal latéralement pour les discerner.

STEPHENSEN (1915) attribue aux épines dorsales une valeur spécifique chez le genre *Janirella*, et utilise ce caractère dans sa clé de détermination. MENZIES (1956, 1962) reprend ce même critère qui paraît effectivement très commode pour séparer les espèces de ce genre. Cependant, WOLFF (1963) souligne très justement la variabilité de ce caractère chez les genres *Ilyarachna* G. O. Sars, *Munnopsis* M. Sars, *Storhyngura* Vanhoeffen et *Haploniscus* Richardson. Le genre *Janirella* peut également figurer sur cette liste, compte tenu des observations faites sur les variations intraspécifiques de *J. priseri* Chardy, 1971. Ces exemples rendent évidemment suspect le choix de tel critère pour distinguer les espèces.

Dans le cas présent, seule une étude biométrique permet de préciser la valeur taxinomique des différentes formes (races géographiques, sous-espèce ou espèce nouvelle,...).

Les appendices n'offrent pas de différences fondamentales avec l'holotype. Signalons cependant : bord interne du carpopodite ♂ (jamais décrit jusqu'ici) armé de 7 épines (fig. 3 B) ; flagellum de l'antennule muni de 4 soies sensorielles (fig. 3 C) ; présence de 2 épines sur le 1^{er} article du pédoneule de l'antenne (fig. 3 A) ; basipodite du maxillipède orné de 4 rétinales (fig. 2 A) ; dernier article du palpe mandibulaire terminé par une touffe de fortes soies inégales (fig. 2 C).

DISTRIBUTION GÉOGRAPHIQUE

J. bonnieri a été rencontré uniquement en Méditerranée et constitue le seul représentant du genre *Janirella* connu jusqu'à présent dans cette mer.

Localité-type : « Thor » Exped. (1910), Station 132 (1 227 m, 38°57'N et 9°47'E) : 11 spécimens.

Autres localités : « Vema-14 » (1958), Station 55 (2 847 m, 39°09'N et 06°24,5'E) : 7 spécimens.

Polymède (mai-juin 1970) : les exemplaires proviennent de cinq prélèvements faisant partie d'une série de 12 dragages effectués à l'aide d'une drague traîneau inspirée de l'épibenthic sled de HESSLER et SANDERS (1967), sur la plaine abyssale de la Méditerranée occidentale (CHARDY, LAUBIER, REYSS et SIBUET, sous presse).

DS01 (2 584 m — 39° 43,9' N et 04° 42,3' E) : 8 ♂, 6 ♀

DS09 (2 447 m — 38° 27' N et 04° 08' E) : 22 ♂, 12 ♀ et 14 immatures

DS10 (2 665 m — 40° 59,3' N et 05° 08' E) : 2 ♂, 1 ♀ et 1 immature

DS11 (2 110 m — 40° 58,2' N et 05° 03' E) : 3 ♂, 3 ♀

DS12 (2 090 m — 42° 15' N et 04° 28,4' E) : 11 ♂, 16 ♀ et 2 immatures

Janirella bonnieri apparaît donc comme une espèce caractéristique du système profond méditerranéen. Les récoltes de la campagne Polymède étendent son aire de répartition à l'échelle du bassin méditerranéen occidental (fig. 4).

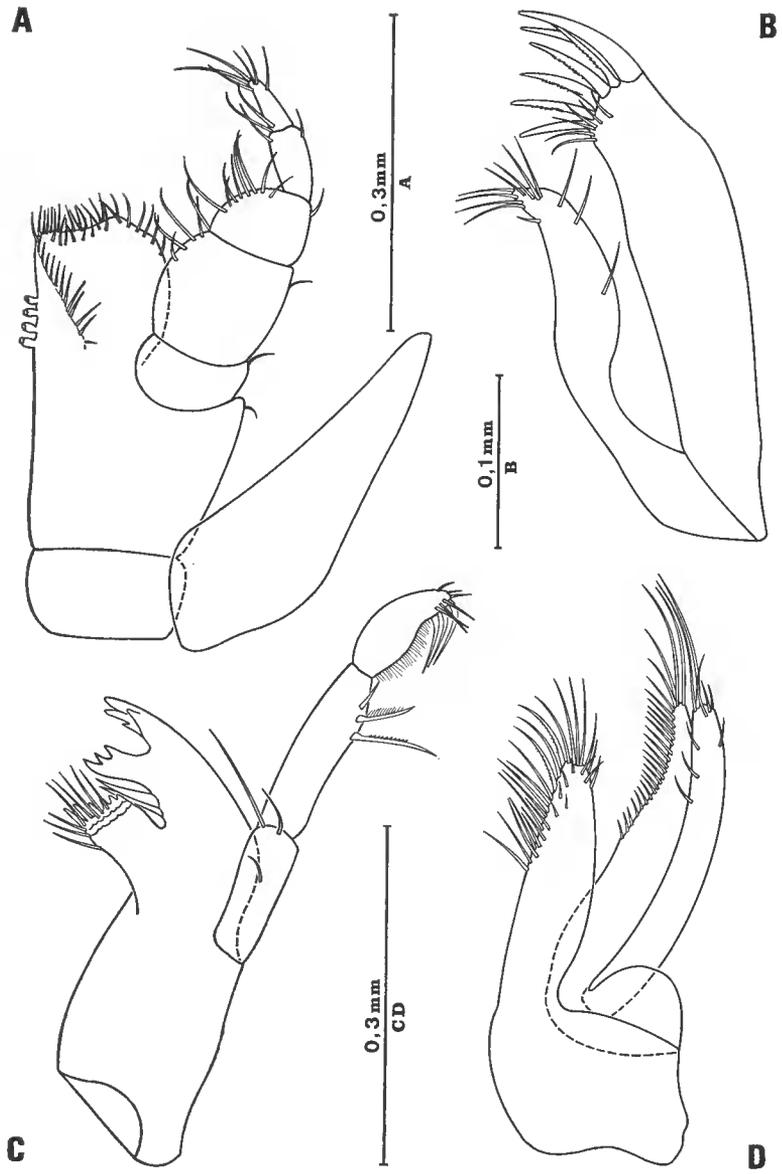


FIG. 2. — *Janirella bonnieri*.
A, maxillipède ; B, maxillule ; C, mandibule gauche ; D, maxille.

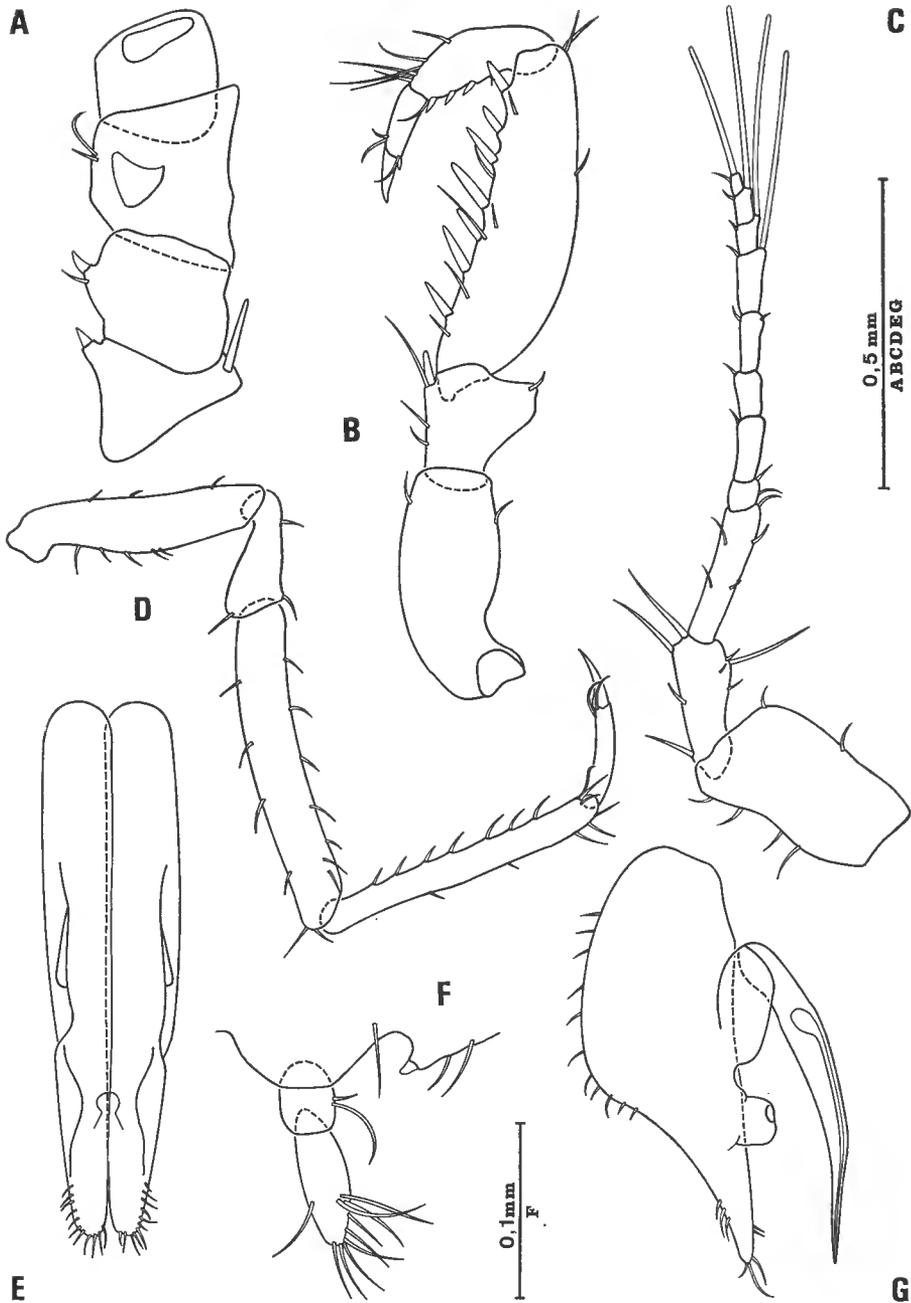


FIG. 3. — *Janirella bonnieri*.

A, antenne ; B, péréiopode 1 ; C, antennule ; D, péréiopode 7 ; E, première paire de pléopodes ; F, uropode ; G, deuxième pléopode femelle.

ÉTUDE BIOMÉTRIQUE DES VARIATIONS INTRASPÉCIFIQUES CHEZ *J. Bonnier* Stephensen

Nous envisageons d'aborder dans ce chapitre l'analyse biométrique des variations entre les deux sexes, puis entre individus provenant de localités différentes. Une telle analyse soulève d'importantes difficultés, imputables au matériel étudié : les Isopodes ont en effet un nombre de mues illimité. Il n'existe donc pas d'état adulte définitif qui permettrait une comparaison rigoureuse. Dans son travail fondamental sur les *Jaera marina* Fabricius, BOCQUET (1953) souligne la nécessité de recourir à une étude biométrique de croissance illimitée. Une telle étude conduit à la reconnaissance d'un certain nombre de grandes étapes, et permet de pousser la comparaison entre étapes homologues.

Ce degré d'exigence n'a malheureusement pu être respecté dans le présent travail ; la trop faible densité des spécimens récoltés et l'impossibilité d'obtenir des animaux d'élevage ne nous en a pas laissé la possibilité.

En dépit de la représentativité contestable des populations analysées, il nous est apparu intéressant d'entreprendre l'étude des variations intraspécifiques sur des organismes de profondeur, compte tenu du manque de connaissance, maintes fois déploré, dans ce domaine.

MÉTHODES

Mesures

L'étude porte sur des animaux adultes et les mesures suivantes ont été effectuées : la taille « Lt » définie entre l'extrémité du rostre et le bord postérieur du pléotelson ; les longueurs L 1, L 2, L 3 de la tête (rostre compris), du 4^e segment thoracique et du pléotelson ; les largeurs, 11, 12, 13, 14, 15, 16, 17, 18, 19, de la tête, des 7 métamères thoraciques, et du pléotelson.

Les individus ont été mesurés sous la loupe binoculaire à l'aide d'un micromètre objectif. Afin de réduire les erreurs imputables à la cambrure du corps, chaque spécimen a été observé dans une lame creuse recouverte d'une lamelle.

Dans un premier temps, nous nous sommes efforcés de tester la signification des différences existant entre les populations mâles et femelles issues d'un même prélèvement, sur la base des mesures énumérées ci-dessus. La méthode utilisée est celle « D² de Mahalanobis » (1936) qui est une mesure de distance statistique entre deux populations multivariées.

1. Test de Mahalanobis

Le D² de Mahalanobis est défini par la relation :

$$D^2 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n S^{ij} d_i d_j$$

où $d_i = \bar{X}_{i_2} - \bar{X}_{i_1}$ est la différence entre les moyennes des mesures effectuées sur le caractère « Xi » pour les populations « 1 » et « 2 » et $(S^{ij}) = (S_{ij})^{-1}$ est l'inverse de la matrice de dispersion intergroupe.

Le paramètre D^2 est testé par le test « F ». Son rapport de variance est fonction de « N1 » et « N2 » (nombre d'individus dans les populations « 1 » et « 2 ») et de « p » (nombre de variables mesurées).

$$F = \frac{N1 + N2 - p - 1}{p} \cdot \frac{N1 \cdot N2}{(N1 + N2)(N1 + N2 - 2)} \cdot D^2$$

pour un nombre de degrés de liberté $n_1 = p$ et $n_2 = (N1 + N2 - p - 1)$.

Il serait possible d'utiliser le test de Mahalanobis pour comparer un nombre de populations supérieur à deux (en les prenant successivement deux à deux et en calculant pour chaque couple la valeur de D^2). Cependant, l'analyse canonique offre une solution beaucoup mieux adaptée à ce type de problème, car elle permet de visualiser globalement les variations des différentes populations dans un espace de configuration réduit.

2. Analyse canonique

L'analyse canonique est une méthode de classification numérique permettant de comparer différentes populations définies sur la base de plusieurs variables considérées simultanément. Cette technique peut être considérée comme le prolongement de l'analyse des « fonctions discriminantes » développée à l'origine par FISHER (1936), pour résoudre des problèmes taxinomiques. Le traitement mathématique de la méthode a été développé par RAO (1952) et COOLEY et LOHNES (1962) sous le nom de « Fonctions discriminantes multiples », puis par SEAL (1964) sous l'appellation « Analyse canonique ».

Nous ne donnons ici qu'un bref exposé de son principe ainsi qu'un court résumé de la conduite des calculs.

De même que l'ensemble des valeurs d'une variable (distribuée normalement) est classiquement représenté par sa moyenne « m » et sa variance σ^2 , une série de mesures impliquant plusieurs variables peut être caractérisée par son « vecteur-moyen » μ et sa matrice de « variance-covariance » Σ .

Chaque population « multivariable » peut donc être visualisée, dans un espace multidimensionnel, par un vecteur (vecteur-moyen) dont l'extrémité serait située au centre d'un nuage de points figurant la matrice de variance-covariance (mesure de dispersion).

Dans le présent travail, nous désirons comparer « g » = 3 groupes (ou populations) d'isopodes définis chacun par « p » = 13 variables (ou caractères mesurés). Il s'agit, d'une part, de souligner les différences biométriques statistiquement significatives entre les populations et d'évaluer d'autre part le pouvoir discriminant de chaque caractère. Le moyen de comparaison consiste à rapporter les « g » vecteurs-moyens à un système de « p » variables indépendantes (dites variables canoniques) rangées en ordre décroissant de taille de variance.

Afin de respecter les hypothèses de départ, les matrices de variance-covariance des 3 populations doivent satisfaire la condition : $\Sigma_1 = \Sigma_2 = \Sigma_3$.

La transformation des variables originelles en variables canoniques offre les avantages suivants : les variables canoniques sont indépendantes (non corrélées), par conséquent les axes canoniques sont orthogonaux ; le premier axe extrait le maximum de variance entre les populations, le deuxième le maximum de la variance résiduelle, etc. Cette méthode per-

met donc de comparer globalement les populations dans un espace de configuration réduit, sans perte sensible d'information.

Les étapes successives des calculs sont résumées ci-dessous en notation matricielle :

On commence par extraire les racines caractéristiques de l'équation $(W^{-1}A - \lambda I) = 0$, sachant que W est la matrice des variations intragroupe, A la matrice des variations intergroupe et I une matrice unité ¹.

« A » se déduit de la relation $A = T - W$ où T est la matrice des variations totales.

Les éléments de W et T sont définis comme suit :

$$W_{ij} = \sum_{k=1}^g \left\{ \sum_{n=1}^{Ng} (X_{ikn} - \bar{X}_{ik}) (X_{jkn} - \bar{X}_{jk}) \right\}$$

$$T_{ij} = \sum_{n=1}^N (X_{in} - \bar{X}_i) (X_{jn} - \bar{X}_j)$$

où g = nombre de groupes, Ng = nombre d'individus dans le groupe g , N = nombre total d'individus, i et j varient de 1 à p , p étant le nombre de variables.

Les vecteurs associés aux racines caractéristiques $\lambda_1, \lambda_2 \dots$ sont les coefficients des fonctions discriminantes qui séparent le mieux les groupes, le long des axes représentant les plus grandes sources de variations. La variance attachée au premier axe canonique est donnée par la racine caractéristique correspondante λ_1 et ainsi de suite ... ($\lambda_1 > \lambda_2 > \lambda_3 \dots$)

La transformation des variables originelles en variables canoniques est de la forme :

$$C = V.M.$$

C = matrice des variables canoniques

V = matrice des vecteurs discriminants

M = matrice des moyennes des « p » variables originelles pour chacun des « g » groupes

Enfin, les vecteurs discriminants standardisés représentent la contribution relative des variables pour chaque fonction discriminante.

RÉSULTATS

Les calculs, programmés par l'auteur, ont été effectués sur l'IBM 1130 du Centre océanologique de Bretagne. Les données ont subi la transformation normalisante : $y = \log(x + 1)$.

La comparaison des populations mâles et femelles par le test de Mahalanobis porte sur les 22 ♂ et 12 ♀ du prélèvement le plus riche (DS09). Les résultats sont les suivants :

$$D^2 = 79,52 \rightarrow F = 31,18 \text{ (pour } n_1 = 13 \text{ et } n_2 = 20 \text{ degrés de liberté).}$$

Les différences enregistrées sont donc significatives au seuil : $P = 0,01$. Ces résultats nous interdisent d'utiliser simultanément les représentants des deux sexes pour l'analyse des variations entre populations issues de prélèvements différents, ce qui était prévisible. Seules les mesures effectuées sur les ♂♂ des dragages DS01, DS09 et DS12 sont utilisées

1. Une matrice est dite unité si elle laisse inchangé tout vecteur sur lequel elle opère.

dans l'analyse canonique, en raison du nombre trop faible d'exemplaires récoltés dans les autres prélèvements.

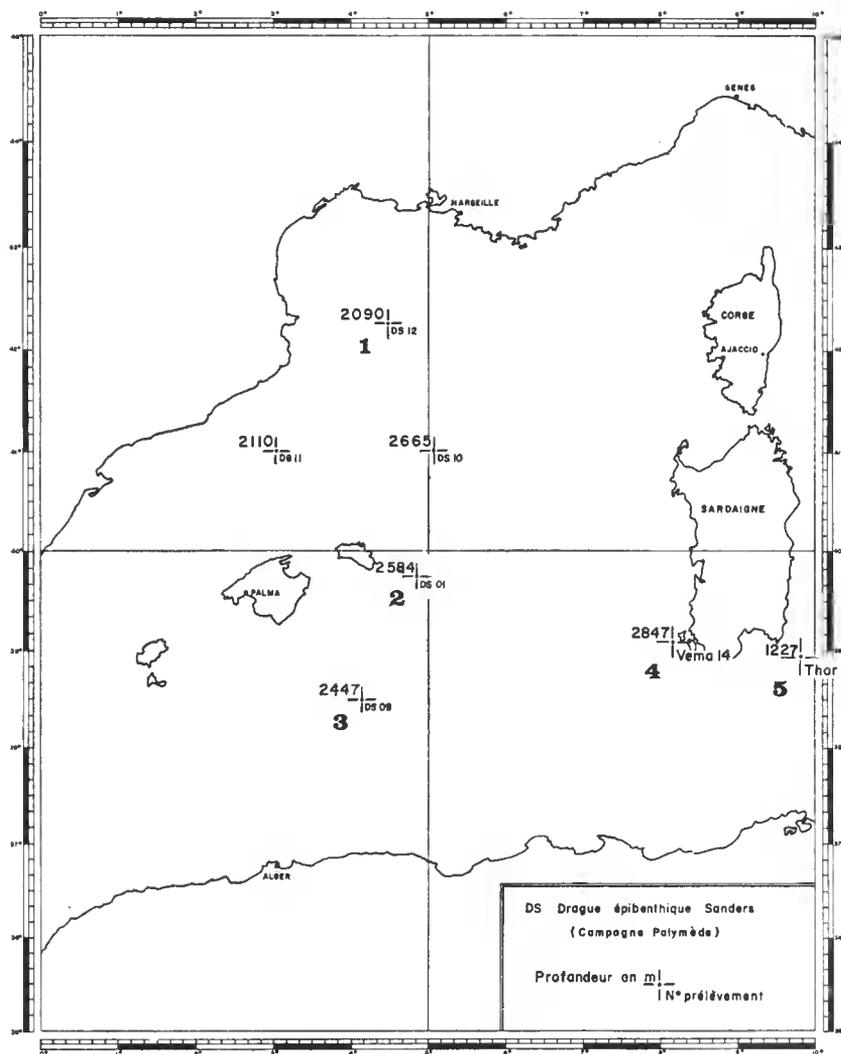


FIG. 4. — Répartition géographique de l'espèce *Janirella bonnieri*.

Après transformation des données, les trois matrices de variances-covariances satisfont à la condition $\Sigma_1 = \Sigma_2 = \Sigma_3$. Les résultats de l'analyse canonique sont consignés dans les tableaux I, II et III. Deux racines seulement sont nécessaires pour rendre compte de la variance totale contenue dans les données (tabl. I). La première variable canonique

extrait 88,1 % de la variance et la seconde 11,8 %. Elles rendent compte de la totalité du phénomène. La figure 4 donne une représentation graphique des populations DS01, DS09 et DS12 dans l'espèce définie par les deux premiers axes canoniques.

TABLEAU I. — Racines caractéristiques.

	Valeurs propres	Pourcentage	% cumulé
1	4,943	88,1	88,1
2	0,262	11,8	99,9

TABLEAU II. — Variables canoniques.

Groupes	Variables	
	I	II
DS 01	— 10,922	— 1,304
DS 09	— 8,764	— 2,338
DS 12	— 11,744	— 2,739

TABLEAU III. — Vecteurs standardisés.

Caractères	Variables	
	I	II
Lt	0,589	0,664
L1	2,266	— 0,614
L2	— 0,067	0,425
L3	0,388	0,301
11	— 0,040	1,327
12	0,249	— 1,593
13	— 0,850	2,105
14	— 0,827	— 2,885
15	— 1,168	— 0,178
16	— 1,587	— 2,111
17	— 1,241	4,120
18	— 1,519	1,909
19	1,465	— 3,490

Pour faciliter la comparaison, un cercle figure l'incertitude propre à chaque population (au coefficient de sécurité 0,90). Le rayon de chaque cercle est donné par la définition classique de l'intervalle de confiance ($t \times S_m$), sachant que l'erreur standard « S_m » = $\frac{\sigma}{\sqrt{Ng}}$ est dans ce cas égale à $\frac{1}{\sqrt{Ng}}$ (les variables canoniques ont une variance égale à l'unité). Chaque cercle renferme donc 90 % de la population envisagée.

La représentation graphique des variations intergroupe (fig. 4) montre l'existence de trois populations nettement individualisées. Bien que la zone de dispersion soit dans certains cas importante, il n'y a jamais de recouvrement ni d'intersection. Le fait de trouver trois populations biométriquement distinctes n'a rien d'étonnant, compte tenu à la fois de l'importance des distances qui les séparent, et des faibles capacités de dispersion de la forme considérée (pas de phase larvaire libre, mobilité limitée). Les échanges génétiques sont insuffisants pour que les représentants de *J. bonnieri* constituent une population homogène à l'échelle de la Méditerranée occidentale.

Le pouvoir discriminant des caractères biométriques, pour chaque variable canonique, est mesuré par les vecteurs discriminants standardisés (tableau III). La longueur de la tête « L1 » contribue fortement à séparer les populations dans la direction du premier axe

canonique. Les variations de ce caractère sont très probablement dues aux variations de la longueur du rostre qui n'a malheureusement pu faire l'objet d'une mesure isolée, faute de repère précis à sa base. La discrimination des populations, le long du deuxième axe canonique, est essentiellement due à la largeur du 6^e segment thoracique 17 et du pléotelson 19.

L'intérêt d'une telle analyse est de comparer les positions relatives des populations dans l'espace des premières variables canoniques, avec leur localisation géographique respective. On note que l'alignement des populations DS12, DS01 et DS09 le long du premier axe correspond approximativement à leur position latitudinale (fig. 4). Il existe, cependant, une apparente contradiction entre les distances géographiques et les distances statistiques (la population DS01, statistiquement très proche de DS12, en est géographiquement éloignée). Il semble que l'on soit en présence d'un phénomène de spéciation, dans lequel la distance géographique n'est pas le seul facteur de différenciation.

Étant donné l'absence de discontinuité bathymétrique entre les trois populations, et l'importance négligeable que l'on accorde généralement aux courants de fond en Méditerranée, il serait souhaitable de connaître le rôle des facteurs écologiques dans ce phénomène. Pour l'instant, nous n'avons aucune précision sur les paramètres physico-chimiques du sédiment de chaque station.

Enfin, aux variations biométriques interpopulation viennent s'ajouter les variations dues à l'hétérogénéité des stades de l'étape postpubérale, que seule une comparaison entre stades homologues aurait permis d'éviter. Les travaux d'allométrie de croissance chez les représentants du genre *Jaera* (Bocquet, 1953 ; Prunus, 1958) mettent en évidence l'importance de la taille dans la variabilité de nombreux caractères et montrent combien l'interprétation de la présente analyse est délicate.

VALEUR TAXINOMIQUE DES VARIATIONS

L'analyse canonique permet également de déterminer la place d'un individu isolé, par rapport à un ensemble de populations naturelles préalablement définies. Dans le cas présent, deux individus nouveaux sont introduits dans l'analyse : l'holotype de l'espèce (STEPHENSON, 1915) et le spécimen décrit par GEORGE et MENZIES (1968) dans leurs travaux sur les Isopodes méditerranéens de profondeur. (Les critères biométriques ont été établis à travers les descriptions et les dessins des auteurs.) Le but de l'analyse est d'une part de situer les populations étudiées par rapport à l'holotype afin de connaître la valeur taxinomique des variations soulignées, et, d'autre part, d'apprécier l'étendue et le sens de ces variations par rapport à la position de deux exemplaires prélevés dans une zone géographique différente.

Les résultats sont consignés dans les tableaux IV, V et VI. Trois racines sont nécessaires pour rendre compte de la quasi totalité (96,5 %) de la variance contenue dans les données. Les deux premières variables canoniques totalisent 81 % de la variance du phénomène ; nous négligerons la troisième qui contribue très peu à la discrimination des différents groupes.

La répartition, dans l'espace des deux premières variables canoniques, des populations « 1 », « 2 », « 3 » (issues des dragages DS12, DS01 et DS09) et des exemplaires nouvellement introduits dans l'analyse « 4 » et « 5 » suggère l'existence d'une variation continue

entre les populations étudiées et l'holotype (fig. 6). Le spécimen « 4 », décrit par GEORGE et MENZIES, 1968, occupe une position intermédiaire qui élimine dans l'état actuel de nos connaissances, l'éventualité d'un hiatus définitif entre ces formes.

TABLEAU IV. —
Racines caractéristiques.

	Valeurs propres	Pourcentage	% cumulé
1	2,273	44,3	44,3
2	1,882	36,7	81,0
3	0,795	15,5	96,5

TABLEAU V. — Variables canoniques.

Groupes	Variables		
	I	II	III
1	4,96	18,48	— 4,57
2	5,45	17,66	— 5,36
3	6,83	16,15	— 4,36
4	11,12	18,23	— 8,94
5	11,93	22,37	— 2,23

TABLEAU VI. —
Vecteurs standardisés pour les deux premières variables canoniques.

Caractères	Variables	
	I	II
Lt	0,26	— 0,92
L1	2,04	— 1,15
L2	0,50	0,62
L3	— 0,54	— 0,52
l1	— 0,30	— 0,37
l2	1,20	0,90
l3	0,07	1,06
l4	0,02	1,18
l5	— 0,75	0,79
l6	— 0,16	1,79
l7	— 0,26	— 2,07
l8	— 0,51	0,83
l9	— 1,35	— 1,63

Par conséquent, la création d'une espèce nouvelle ne se justifie pas, et la notion de polytypisme semble être la plus satisfaisante pour rendre compte des variations observées.

La position relative des points « 1 » à « 5 » dans l'espace des deux premiers axes (fig. 6) correspond schématiquement à leur localisation géographique respective (fig. 4). Ceci confirme le rôle probable de l'isolement en tant que facteur de différenciation. Il convient cependant de garder la plus grande réserve sur la position des points « 4 » et « 5 » dont l'incertitude n'est pas mesurable puisqu'il s'agit d'individus isolés.

Notons que, comme dans la précédente analyse, la longueur « tête et rostre » est le caractère qui contribue le plus à la discrimination des groupes le long du premier axe canonique (tableau VI).

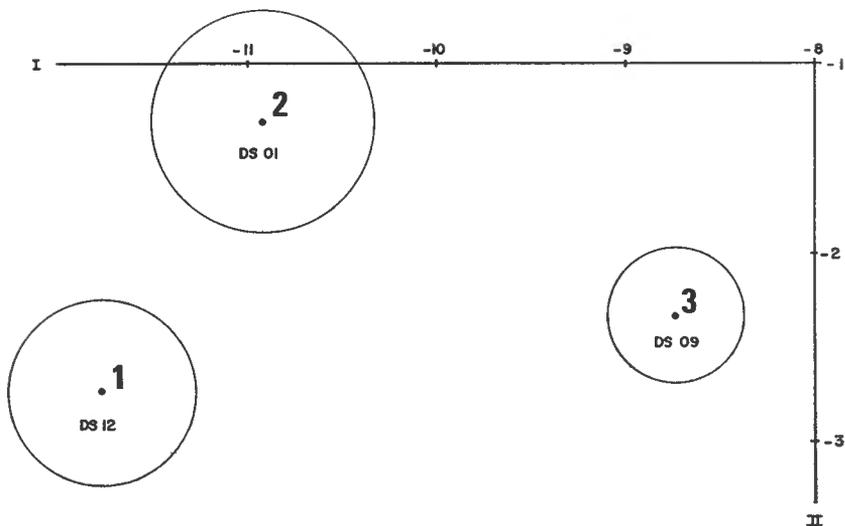


FIG. 5. — Variations intraspécifiques chez *Janirella bonnieri* (populations de la campagne Polymède) dans le plan défini par les deux premières variables canoniques.

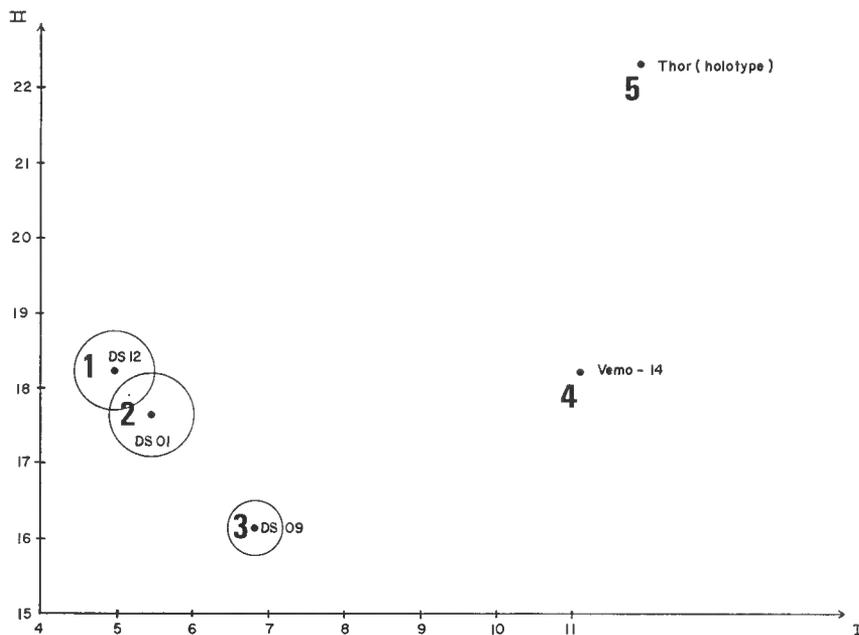


FIG. 6. — Variations intraspécifiques chez *Janirella bonnieri* (populations de la campagne Polymède + spécimens du « Thor Exped. » et de « Vema-14 »). Plan défini par les deux premières variables canoniques.

CONCLUSIONS

Le sens et l'étendue des variations morphologiques chez l'Isopode de profondeur *Janirella bonnieri* sont précisés par une analyse biométrique.

Un calcul de distance statistique, par le test de Mahalanobis, entre les populations mâles et femelles issues d'un même prélèvement, établit clairement l'existence de différences significatives entre les deux sexes. L'analyse canonique met en évidence la discrimination biométrique des trois populations analysées, dont l'isolement géographique semble être le principal facteur de différenciation.

Il ne saurait être question de créer des subdivisions taxinomiques à l'intérieur de *J. bonnieri* qui apparaît comme une espèce polytypique que la pauvreté de nos connaissances actuelles ne permet pas de scinder en ensembles distincts. Par ailleurs, les variations soulignées dans cette analyse sont également dues à l'hétérogénéité des stades à l'intérieur de chaque population, que seule une comparaison entre stades homologues aurait permis d'éviter.

Malgré ses limites (dues essentiellement au faible nombre d'exemplaires analysés), ce travail fournit une contribution au problème de la variabilité spécifique de la faune marine de profondeur. Les travaux de WOLFF (1962) font apparaître que sur 234 espèces d'Isopodes, vivant entre 2 000 et 6 000 m de profondeur, 190 (soit 81 %) n'ont été récoltées que dans un seul prélèvement, et beaucoup ne sont connues que par un exemplaire unique. Une telle situation (générale à l'échelle de la faune abyssale) conduit à la description d'une multitude de formes dont certaines pourraient sans doute, sur la base d'une connaissance approfondie des variations intraspécifiques, être réunies dans une même unité taxinomique.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- BIRSTEIN, Y. A., 1962. — Isopods from the ultra-abyssal zone of the Bougainville Trench. *Zool. Zh.*, **42** : 814-833.
- 1963. — Deep-sea Isopods of the North-Western Pacific. Institut Okeanologii, Akademia Nauk SSSR, Moskva, 243 p.
- BOCQUET, C., 1953. — Recherches sur le polymorphisme naturel des *Jaera marina* (Fabr.) (Isopodes Asellotes). *Arch. Zool. exp. gen.*, **90** : 187-450.
- BONNIER, J., 1896. — Edriophthalmes (Résultats scientifiques de la campagne du « Caudran » dans le Golfe de Gascogne). *Ann. Univ. Lyon*, **26** : 527-689.
- CHARDY, P., 1972. — *Janirella priseri* sp. n., Isopode abyssal de l'Atlantique Nord. *Crustaceana*, supplément n° 3 (sous presse).
- CHARDY, P., L. LAUBIER, D. REYSS et M. SIBUET, 1970. — Données préliminaires sur les résultats biologiques de la campagne Polymède. I — Dragages profonds. Rapp. P. V. Réunion. CIESM 1970 (sous presse).
- COOLEY, W. W., and P. R. LOHNES, 1962. — Multivariate procedures for the behavioral sciences. John Wiley and Sons, 241 p.
- FISHER, R. A., 1936. — The use of multiple measurements in taxonomic problems. *Ann. Eugenics*, **7** : 179-188.

- GEORGE, R., et R. J. MENZIES, 1968. — Additions to the mediterranean deep-sea Isopod fauna (Vema 14). *Rev. Roum. Biol.-Zoologie*, **13** (6) : 367-383.
- HANSEN, H. J., 1916. — Crustacea Malacostraca. III. *Dan. Ingolf Exped.*, **3** (5) : 1-262.
- HESSLER, R., et H. SANDERS, 1967. — Faunal diversity in the deep-sea. *Deep-sea Res.*, **14** : 65-78.
- MAHALANOBIS, P. C., 1936. — On the generalized distance in statistics. *Proc. Nat. Inst. Sci. India.*, **2** : 29-55.
- MENZIES, R. J., 1956. — New abyssal tropical Atlantic Isopods with observations on their biology. *Amer. Mus. Nov.*, 1798 : 1-16.
- 1956a. — New bathyal Isopoda from the Caribbean with observations on their nutrition. *Breviora*, **63** : 1-10.
- 1962. — The Isopoda of abyssal depths in the Atlantic Ocean. *Vema Res. Ser.*, **1** : 79-206.
- PRUNUS, G., 1968. — Étude de systématique des populations chez l'Isopode *Jaera (albifrons) albifrons* Forsman. *Arch. zool. Exp. Gen.*, **109** : 643-702.
- RAO, C. R., 1952. — Advanced statistical methods in biometric research. John Wiley and Sons, 390 p.
- RICHARDSON, H., 1908. — Some new Isopods of the superfamily Aselloidea from the Atlantic coast of North America. *Proc. U.S. natn. Mus.*, **35** : 71-86.
- SEAL, H. L., 1964. — Multivariate statistical analysis for biologists. John Wiley and Sons, 209 p.
- STEPHENSEN, K., 1915. — Isopoda, Cumacea, Amphipoda (excl. Hyperiiidea). *Rep. Danish oceanogr. Exped. Med.*, **3** : 1-25.
- WOLFF, T., 1962. — The systematics and Biology of bathyal and abyssal Isopoda Asellota. *Ga-thea Rep.*, **6** : 1-315.

Manuscrit déposé le 7 octobre 1971.

*Bull. Mus. Hist. nat., Paris, 3^e série, n^o 36, mars-avril 1972,
Zoologie 30 : 363-377.*

Achévé d'imprimer le 15 octobre 1972.